

壹、前言

實證研究文獻常發現持有長期債券的超額持有期間報酬 (excess holding period returns) 和當期資訊如長短期利差有很高的相關性，因此拒絕了利率期限結構之預期理論 (expectations hypothesis) 和理性預期 (rational expectations) 的聯合假設。文獻上探討聯合假設不成立的原因大致可歸納為三類，一是隨時間變動的期限貼水，如 Mankiw & Miron (1986) 和 Tzavalis & Wickens (1997)。二為利率變數的衡量誤差所產生的估計偏誤，如 Shiller (1979) 和 Mankiw (1986)。三為長期利率對於影響短期利率資訊的過度反應，如 Campbell & Shiller (1991) 和 Hardouvelis (1994)。本文利用 Ederington & Huang (1995) 所提出的另一個因素即參數不確定性 (parameter uncertainty) 假設，試圖解釋聯合假設在臺灣貨幣市場不成立的原因⁽¹⁾。

Ederington & Huang (1995) 以 Friedman (1979) 的分析為基礎，認為當理性預期是依據 Muth 的定義，並且市場參與者無法確定模型的真實參數值而須利用資訊加以估計時，在此參數不確定的情況下，即使聯合假設成立，所估計的模型迴歸結果亦會拒絕聯合假設。當模型參數不確定時，市場參與者對未來短期利率的預測會產生兩種誤差，一是由未知因素對利率的影響所造成的隨機性誤差，此種誤差在效率市場的假設下，和目前的所有資訊無相關。其次是模型的真實參數值和估計參數值兩者間的差異所造成的非隨機性誤差，此項誤差則是和目前資訊中的長短期利差有相關，此種相關性將使得市場參與者無法正確地估計模型參數值，因此即使聯合假設成立，模型迴歸結果亦將會拒絕聯合假設。以往的實證研究文獻都著重在第一種預測誤差上，而忽略了第二種預測誤差的影響。

本文利用蒙地卡羅 (Monte Carlo) 模擬方法，探討聯合假設在臺灣貨幣市場的適用性，實證所得到的結果符合參數不確定性假設的論點，實證結果亦顯示市場參與者可以利用超額持有期間報酬和長短期利差兩者之間的相關訊息，以獲取超額報酬，但此項超額報酬並不大，或許僅能彌補因其所承擔較高的利率風險或較低的流動性而已。

在下一節中本文將利用台灣貨幣市場之利率資料進行聯合假設檢定。第三節分析參數不確定性假設如何導致聯合假設的不能成立。第四節則利用模擬方法實際檢驗參數不

確定性假設的有效解釋程度，並檢視市場參與者是否可以利用超額持有期間報酬(excess holding returns) 和長短期利差兩者之間的相關訊息，以獲取超額報酬。最後，第五節為結論。

貳、聯合假設檢定

依照預期理論之說法，市場參與者持有不同到期期限之票券，若持有期間相同，報酬也應相同，或僅是一個固定的期限貼水值(term premium) 之差而已，此項貼水值用以補償其持有長天期票券所承擔的較高利率風險或所喪失的流動性。因此，長天期票券之預期持有期間報酬可表示為⁽²⁾：

$$E_t(H_t^n) = r_t^m + q^n \quad (1)$$

其中 r_t^m 為在 t 時點期限為 m 期的短期利率， $E_t(H_t^n)$ 是在 t 時點期限為 n 期之票券，持有期間為 m 期之預期持有期間報酬， q^n 是 n 期票券的期限貼水，此項貼水值不會隨時間而變動。

假設預期之形成方式為理性預期，則持有期間為 m 期之持有期間報酬(H_t^n)可寫為：

$$H_t^n = E_t(H_t^n) + e_{t+m} \quad (2)$$

式(2)中 e_{t+m} 是隨機誤差，它和在 t 時點所有可以利用的資訊無關。在聯合預期理論和理性預期的假設下，亦即結合式(1)和式(2)，超額持有期間報酬($H_t^n - r_t^m$)乃應環繞著 q^n 而作隨機變動，如下式所示：

$$H_t^n - r_t^m = q^n + e_{t+m} \quad (3)$$

文獻上為了檢定聯合假設，通常在式(3)中加入長短期利差作為解釋變數，以迴歸式表示則為：

$$H_t^n - r_t^m = b_0 + b_1(R_t^n - r_t^m) + e_{t+m} \quad (4)$$

其中 R_t^n 是在 t 時點期限為 n 期之長期利率。聯合假設隱含 $b_0 = q^n$ 和 $b_1 = 0$ ，若 b_1 之估

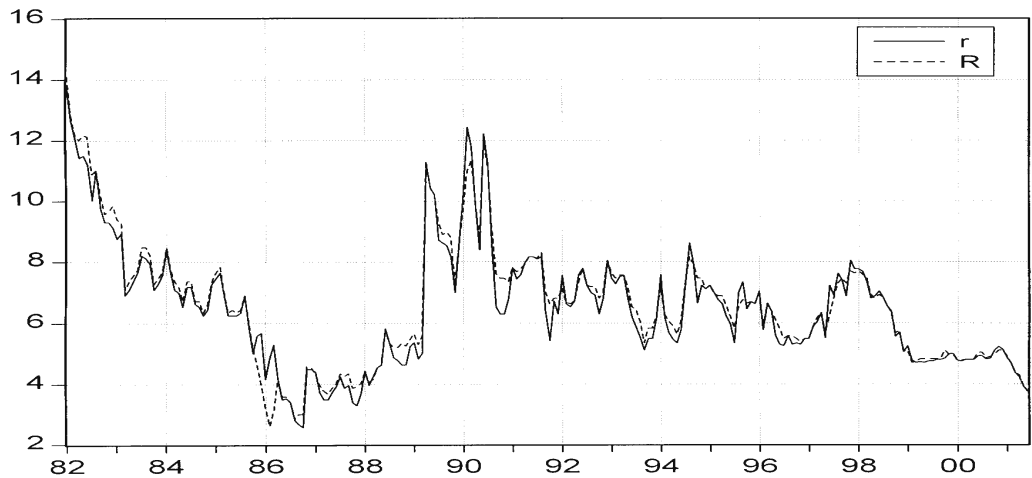
計值不等於零，則長短期利差可以解釋超額持有期間報酬的變化，因此聯合假設無法成立。國外的實證研究常發現 b_1 之估計值大於零，亦即超額持有期間報酬與長短期利差有正的相關性。

本文首先利用台灣貨幣市場之利率資料檢定聯合假設是否成立。假設持有期間為短期三個月，長期為六個月。依照聯合假設的說法，市場參與者可以先購買六個月期票券，持有三個月後出售，其所獲得之預期報酬應等於直接購買三個月期票券所獲得的報酬，若有不同，亦僅是一個固定的期限貼水值之差而已。實證分析所採用之資料取自中興票券公司之三個月期和六個月期商業本票次級市場牌告利率，樣本期間自一九八二年一月至二〇〇一年九月，共二百三十七筆月底資料⁽³⁾。由於持有期間報酬和超額持有期間報酬兩變數僅能計算至二〇〇一年六月，因此實證分析亦以後者之期間為基準。相關變數包含三個月期利率(r_t^m)、六個月期利率(R_t^n)、持有期間報酬(H_t^n)和超額持有期間報酬($H_t^n - r_t^m$)等歷史資料之平均數和標準差列於表一⁽⁴⁾，時間變化趨勢圖分別列於圖一和圖二。為方便起見，此後下文將變數期限 n 和 m 期之上標省略。

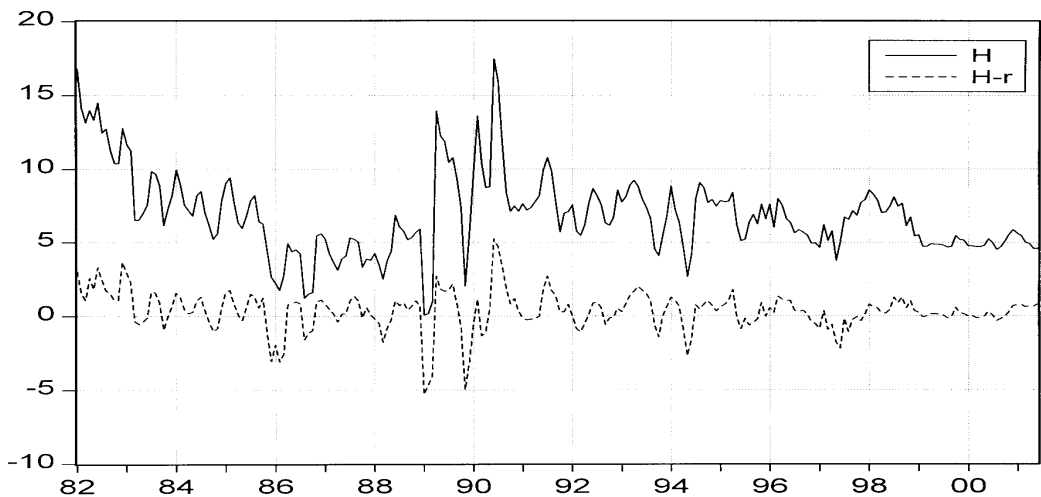
表一 利率資料之統計特性

樣本期間	三個月期利率 (r_t)	六個月期利率 (R_t)	持有期間報酬 (H_t)	超額持有期間報酬 ($H_t - r_t$)
1982 / 1 - 2001 / 6				
平均數	6.507	6.622	6.859	0.352
標準差	1.989	2.028	2.814	1.341
1995 / 1 - 2001 / 6				
平均數	5.797	5.823	5.989	0.192
標準差	1.058	1.009	1.230	0.662

註：利率資料皆以年利率表示。持有期間報酬 $H_t = 2R_t - r_{t+3}$ ，超額持有期間報酬 $H_t - r_t = 2R_t - r_{t+3} - r_t$ 。估計樣本期間自一九八二年一月至二〇〇一年六月。另一九九五年一月至二〇〇一年六月為下文將探討之資料模擬期間，將之列出以作為比較參考之用。



圖一 三個月期 (r) 和六個月期 (R) 利率



圖二 持有期間報酬 (H) 和超額持有期間報酬 (H-r)

由於使用月資料估計，而票券的持有期間為三個月，因此估計時將產生資料重疊 (data overlapping) 問題，迴歸誤差項將會有序列相關的現象存在，但是以一般化最小平方方法 (GLS) 估計時將造成不一致性，Hansen & Hodrick (1980) 建議以普通最小平方方法 (OLS) 估計迴歸式，並對估計係數之變異數作調整，以消除序列相關的影響。由表二之聯合假設檢定結果可發現，式 (4) 中 b_1 之估計值為 1.041，顯著地異於零，顯然聯合假設在台灣貨幣市場並不成立。

表二 聯合假設檢定結果

估計期間	β_0	β_1	R^2
1982 / 1 2001 / 6	0.232** (2.211)	1.041*** (4.081)	0.097

註：括號內為 t 值，***和**分別代表在 1%和 5%的顯著水準下顯著。

參、參數不確定性假設

Ederington & Huang (1995) 利用 Friedman (1979) 的分析提出參數不確定性假設來解釋聯合假設不成立的原因，並以美國國庫券利率資料作模擬分析，以驗證參數不確定性假設的解釋能力。Ederington & Huang (1995) 認為在 Muth 的理性預期假設下，市場參與者在任何時點都確實知道連結現在資訊和未來利率的模型真實參數值，但是若模型真實參數值為未知而必須加以估計時，則有參數不確定性的問題產生，在此情況下即使聯合假設成立，未來短期利率的非隨機性預測誤差將會和當期資訊有相關，而造成式(4)中 b_1 估計值的不一致性，並導致實證結果拒絕聯合假設。

假設短期利率是由資訊向量 X_t 所決定的線性模型：

$$r_{t+3} = gX_t + u_{t+3} \quad (5)$$

其中 g 是連結 r_{t+3} 和 X_t 的參數向量， u_{t+3} 為隨機誤差項。若市場參與者在真實參數值 γ 已知的情況下，對未來短期利率所作的預期將為 $E_t(r_{t+3}) = gX_t$ 。但是在 γ 為未知或不確定性時，則必須使用 t 時點的資訊對 g 加以估計，在此情況下未來短期利率的預期值則為 $E_t^*(r_{t+3}) = \hat{g}_t X_t$ ，此估計值 \hat{g}_t 將隨時間的變化和新資訊的產生而改變，而未來短期利率 r_{t+3} 的預測誤差可以下式表示：

$$\begin{aligned} e_{t+3}^* &= E_t^*(r_{t+3}) - r_{t+3} \\ &= [E_t^*(r_{t+3}) - E_t(r_{t+3})] + [E_t(r_{t+3}) - r_{t+3}] \\ &= (\hat{g}_t - g)X_t + u_{t+3} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中未來短期利率的預測誤差可以分解成兩部份,即 $(\hat{g}_t - g)X_t$ 和 u_{t+3} 。 $(\hat{g}_t - g)X_t$ 是市場參與者的不完全資訊所造成的非隨機性誤差,而 u_{t+3} 則為隨機性誤差。隨機性誤差 u_{t+3} 在效率市場的假設下和 t 時點的任何資訊無相關。而非隨機性誤差 $(\hat{g}_t - g)X_t$,在聯合假設下,除非 $\hat{g}_t = g$,否則未來短期利率的預測誤差 e_{t+3}^* 將會和 t 時點的資訊有相關,而此相關性將導致式(4)中 b_1 估計值的不一致性,並造成拒絕聯合假設的結果。為了證明非隨機性誤差 $(\hat{g}_t - g)X_t$ 所造成 b_1 估計值的不一致性,在預期理論的假設下,長短期利差可寫為⁽⁵⁾:

$$\begin{aligned} R_t - r_t &= \frac{1}{2} \{q + [E_t^*(r_{t+3}) - r_t]\} \\ &= \frac{1}{2} \{q + [E_t^*(r_{t+3}) - E_t(r_{t+3})] + [E_t(r_{t+3}) - r_t]\} \\ &= \frac{1}{2} \{q + (\hat{g}_t - g)X_t + [E_t(r_{t+3}) - r_t]\} \end{aligned} \quad (7)$$

式(7)中長短期利差包含期限貼水 q 、非隨機性誤差 $(\hat{g}_t - g)X_t$ 和利率的預期變化值 $E_t(r_{t+3}) - r_t$ 。若 $\hat{g}_t \neq g$,則非隨機性誤差將存在於長短期利差中。而超額持有期間報酬又可寫為:

$$\begin{aligned} H_t - r_t &= [H_t - E_t^*(H_t)] + [E_t^*(H_t) - r_t] \\ &= [E_t^*(r_{t+3}) - E_t(r_{t+3})] + q \\ &= [(\hat{g}_t - g)X_t + u_{t+3}] + q \end{aligned} \quad (8)$$

因此,在聯合假設下,式(4)中 b_1 估計值之機率極限($p \lim \hat{b}_1$)將成為:

$$\begin{aligned} p \lim \hat{b}_1 &= \text{cov}[(H_t - r_t), (R_t - r_t)] / \text{var}(R_t - r_t) \\ &= \frac{1}{2} \{ \text{Var}[(\hat{g}_t - g)X_t] + \text{Cov}[(\hat{g}_t - g)X_t, E_t(r_{t+3}) - r_t] / \text{var}(R_t - r_t) \} \end{aligned} \quad (9)$$

在上式中,假如市場參與者知道真實參數值 g ,而不須要加以估計時,亦即 $\hat{g}_t = g$,則 $p \lim \hat{b}_1 = b_1 = 0$ 。但是在參數不確定時,亦即 $\hat{g}_t \neq g$,則 $p \lim \hat{b}_1 \neq b_1$ 。因此,即使

聯合假設成立，而市場參與者對模型之參數具有不確定性時， $p \lim \hat{b}_1$ 將不會等於零，估計式 (4) 的結果終將拒絕聯合假設。

肆、實證分析

理論上參數不確定性是可以解釋 b_1 估計值的不一致性和聯合假設被拒絕的原因，但是解釋的有效程度則必須利用蒙地卡羅模擬方法來加以檢驗。

一、蒙地卡羅模擬

假設市場參與者並不知道式 (5) 三個月期短期利率產生行程的真實參數值，但是可以利用短期利率的資訊集合 X_t 估計參數值，並利用此模型預測未來的短期利率，當新的資訊出現時，模型參數值必須重新估計，未來的短期利率也再行預測，並且在聯合假設下，以此模擬的短期利率計算長期利率和持有期間報酬，同時估計式 (4) 中的 b_1 值，以檢驗參數不確定性的解釋程度。

利用 Box-Jenkins 時間序列模型 (ARIMA) 估計短期利率產生行程，所得到之結果為 ARIMA (1,0,16)，估計模型如下式⁽⁶⁾：

$$r_t = 0.306 + 0.947 r_{t-1} + u_t - 0.196 u_{t-2} - 0.111 u_{t-3} + 0.138 u_{t-10} + 0.117 u_{t-14} - 0.225 u_{t-16} \quad (10)$$

(1.949) (39.901) (-2.904) (-1.696) (2.177) (1.871) (-3.581)

括弧內數值為 t 分配統計量，迴歸式之標準差估計值為 0.772，判定係數 R^2 為 0.856⁽⁷⁾。

以式 (10) 進行蒙地卡羅模擬，步驟如下：

(一) 在每一個月中從平均數為零和標準差為 0.772 的常態分配中，抽取出一個隨機殘差項 u_t ，將其代入式 (10) 以模擬三個月期短期利率。為了避免起始值資料設定對利率序列的影響，共模擬二百九十七個數值，並將前五年的六十個數值予以去除，其餘資料則代表自一九八二年一月至二〇〇一年九月共計二百三十七筆三個月期短期利率模擬資料。

(二) 市場參與者利用一九八二年一月至一九九四年十二月的三個月期利率模擬資料估

計式 (10) 中的參數值，並自民國一九九五年一月開始至二〇〇一年九月為止的期間中，每月增加一筆新的觀察值，重新估計式 (10) 的參數值。

(三) 利用式 (10) 所求得之模型參數估計值、利率模擬資料和抽樣隨機誤差，以動態模擬方法產生自一九九五年一月至二〇〇一年六月每一月份的預期未來三個月的三個月期短期利率 $E_t^*(r_{t+3})$ 。

(四) 在純粹預期理論的假設下，模擬該段期間的六個月期長期利率⁽⁸⁾，並計算持有期間為三個月的持有期間報酬 H_t 、超額持有期間報酬 $H_t - r_t$ 和長短期利差 $R_t - r_t$ 等。並以所模擬的資料利用 OLS 估計式 (4) 中的 b_1 參數值。

以上步驟一至四重覆模擬五百次，並求取其平均值以觀察結果。

二、模擬結果

本文之模擬分析分別以「模型已知但參數不確定」、「模型和參數皆已知」和「模型和參數皆未知」等三個不同模型假設進行，並輔以使用歷史資料所估計之結果，以比較各模型假設之間的差異。

首先，在模型已知但是參數不確定的情況下，即表三中的 A 部份，五百次模擬所求得 b_1 估計值之平均數、標準差和 t 檢定量分別為 0.929、0.281 和 3.365，顯然 b_1 顯著地異於零。因此雖然在模擬的過程中，假設預期理論和理性預期之聯合假設成立，但是模擬結果 b_1 仍然不為零，顯示聯合假設在參數不確定的情況下仍會被拒絕。

表三中的 B 部份假設市場參與者明確地知道短期利率模型和其真實參數值，在沒有參數不確定的情況下，模擬結果顯示 b_1 估計值之平均數為 0.161，t 檢定量之平均數為 1.136， b_1 不顯著地異於零，亦即接受聯合假設。因此，由參數不確定 (A 部份) 和參數確定 (B 部份) 之模擬結果顯示，參數不確定性假設在模擬分析上，是可以有效地解釋聯合檢定不成立的原因。

表三中的 C 部份為模型和參數皆未知時的模擬結果。模型 C 假設市場參與者並不知道真實的短期利率產生行程，但是有幾個可能的利率產生行程可被選擇，分別為隨機漫步 (random walk) 模型、AR (1) 模型、AR (6) 模型、落差六期之三次多項式落差模型 (third-degree polynomial lag model)、落差十二期之三次多項式落差模型和真實模型 ARIMA (1,0,16) 共六個模型。自一九九四年十二月起的每一個月，利用

一九八二年一月至當月份的資料，分別對此六個模型作估計，並求其預測誤差，以過去五年中表現最佳的預測模型作為利率的產生模型，並據以預測未來短期利率，再分別計算長期利率和持有期間報酬。以此所模擬之 b_1 估計值的平均數為 1.057， t 檢定量之平均數為 3.360，結果顯示 b_1 顯著地異於零。同時模型 C 的 b_1 估計值之平均數，在模型和參數皆未知的情況下，皆大於訊息較為充分時的模型 A 和 B 所得到的結果⁽⁹⁾。

表三 參數估計值模擬結果

模型假設	β_1	t_{β_1}
A：模型已知但參數不確定		
估計值	0.929	3.365
標準差	0.281	
B：模型和參數皆已知		
估計值	0.161	1.136
標準差	0.142	
C：模型和參數皆未知		
估計值	1.057	3.360
標準差	0.318	
D：歷史資料		
估計值	1.151	2.852
標準差	0.403	

註：除了 D 部份歷史資料的估計值和標準差數值為單一值外，其餘 A、B 和 C 部份的估計值和標準差皆為五百次模擬的平均數。 t 統計值為個別迴歸式中虛無假設 $b_1=0$ 的考驗統計量，亦取其五百次考驗之平均值。

最後，在表三中的 D 部分則是以自一九九五年一月至二〇〇一年六月的歷史資料估計 b_1 值之結果， b_1 的估計值為 1.151， t 檢定量為 2.852， b_1 顯著地異於零，此和利用全期資料所作的估計（如表二）有拒絕聯合假設的相同結果。

三、超額報酬檢定

上述的模擬分析結果說明參數不確定性在解釋實證上拒絕聯合假設的重要性，但是

假若長短期利差($R_t - r_t$)和超額持有期間報酬($H_t - r_t$)之間存在著相關性，市場參與者是否可以藉由觀察此相關性而獲得超額報酬，則仍待探討。當市場參與者知道兩者之間的相關性時，可以利用式(4)以所觀察到的長短期利差預測超額持有期間報酬，若超額持有期間報酬為正，則投資於六個月期的票券，而在持有三個月後出售，反之則直接投資於三個月期票券。

本文分別利用模擬資料和歷史資料，考慮四種投資策略，以探討超額持有期間報酬在臺灣貨幣市場存在的可能性。在模擬資料方面，策略 A 假設市場參與者從一九九五年一月開始，利用一九八二年一月至一九九四年十二月的模擬資料，估計式(4)中的參數，並預測超額持有期間報酬，若超額持有期間報酬為正時，則投資於六個月期票券持有三個月後出售，若為負時，則投資於三個月期票券，並在以後的每一個月中，利用新的資訊重新作估計和選擇投資方式，直到二〇〇一年六月為止，並將每一個月所獲得的報酬予以累積，求出其平均報酬，如此重覆五百次。策略 B 則假設市場參與者僅投資於三個月期票券。策略 C 假設購買六個月期票券，持有三個月後出售。策略 D 則是和策略 A 相同的投資方式，但是策略 D 假設市場參與者知道式(4)中的真實模型參數值，而不須要如同策略 A 一樣在每一個月中估計模型參數值。模擬結果列於表四。

由表四可知，估計式(4)參數值並選擇投資方式的策略 A 所得到的報酬(6.149%)，比單純的選擇投資於短天期票券的策略 B(5.830%)，或較長天期票券的策略 C(5.831%)所得到的報酬為高。策略 A 分別和策略 B 與 C 之間的平均報酬差異為 0.319%和 0.318%，此項差異皆顯著地異於零，表示市場參與者可以利用式(4)中 $R_t - r_t$ 和 $H_t - r_t$ 之間的相關性，獲取超額報酬。此外，若比較兩個較為單純的投資策略 B 和 C，結果顯示投資於長天期票券的策略 C 所得到的報酬(5.831%)，較投資於短天期票券的策略 B(5.830%)為高，但此項差異 0.001%並不顯著。

而策略 D 就如同所預期的，因具有較為充份的訊息，是所有策略中報酬最高者(6.198%)，分別和策略 A、B 與 C 有 0.048%、0.368%和 0.367%之顯著差異。因此，由模擬資料所計算之結果顯示，市場參與者不論是否知道式(4)中的真實模型參數值，是可以利用 $R_t - r_t$ 和 $H_t - r_t$ 之間的相關性以獲取超額報酬。

表四 平均報酬檢定：模擬資料

策略		平均報酬 (%)	
策略 A：估計式 (4) 參數值並選擇投資方式		6.149	
策略 B：投資於三個月期票券		5.830	
策略 C：投資於六個月期票券三個月後出售		5.831	
策略 D：利用式 (4) 真實參數值以選擇投資方式		6.198	
平均報酬之差異檢定			
策略	A	B	C
B	0.319*** (11.230)		
C	0.318*** (11.124)		
D	-0.048* (-1.700)	-0.368*** (-12.929)	-0.367*** (-12.813)

註：策略 A 估計式 (4) 中的係數並預測超額持有期間報酬，若超額持有期間報酬為正時，則投資於六個月期票券持有三個月後出售，若為負時，則投資於三個月期票券。策略 B 假設市場參與者僅投資於三個月期票券。策略 C 假設購買六個月期票券持有三個月後出售。策略 D 則是和策略 A 相同的投資方式，但是策略 D 假設市場參與者知道式 (4) 中的真實係數值。平均超額報酬的差異值係以位於縱行 (column) 上的策略減去位於橫列 (row) 上的策略求得。括弧內為 t 統計量，***、**和*分別代表在 1%、5%和 10%顯著水準下顯著。

利用歷史資料所計算的結果列於表五，平均報酬如同模擬資料所呈現的情況一樣，高低依序為策略 D (6.119%)、策略 A (6.068%)、策略 C (5.990%) 和策略 B (5.797%)。僅有策略 D 和策略 B 之間的平均報酬差異 0.322% 在 10% 的顯著水準下顯著，其餘皆不顯著。因此，以歷史資料所計算的結果顯示，市場參與者必須知道式 (4) 中 $R_t - r_t$ 和 $H_t - r_t$ 之間的真實模型參數值才能獲取超額報酬。歷史資料所計算的結果較為不顯著，可能是由於在估計的資料期間中，式 (4) 的解釋能力相當地低，因此即使 $R_t - r_t$ 和 $H_t - r_t$ 之間有正的相關性存在，此項資訊仍然不足以讓市場參與者藉此獲取顯著的超額報酬。

因此，以模擬資料和歷史資料所得到的結果顯示，只要市場參與者知道式 (4) 中

$R_t - r_t$ 和 $H_t - r_t$ 之間的真實模型參數值，即能獲取介於 0.32%至 0.37%之間的超額報酬，但此項超額報酬並不大，或許僅能彌補市場參與者因持有較長天期票券所承擔較高的利率風險或較低的流動性而已。而模擬資料之結果亦顯示，在模型參數值為未知的情況下，只要市場參與者利用現有資訊估計模型參數值，仍然可以獲取超額報酬，但此項超額報酬較模型參數值已知的情況下為小。

表五 平均報酬檢定：歷史資料

策略		平均報酬（ % ）	
策略 A：估計式（ 4 ）參數值並選擇投資方式		6.068	
策略 B：投資於三個月期票券		5.797	
策略 C：投資於六個月期票券三個月後出售		5.989	
策略 D：利用式（ 4 ）真實參數值以選擇投資方式		6.119	
平均報酬之差異檢定			
策略	A	B	C
B	0.271 (1.620)		
C	0.078 (0.431)	-0.192 (-1.048)	
D	-0.051 (-0.310)	-0.322* (-1.933)	-0.129 (-0.715)

註：同表四

伍、結論

實證研究文獻常拒絕利率期限結構的預期理論和理性預期的聯合假設，並將拒絕的原因歸究於隨時間變動的期限貼水、衡量誤差和過度反應等因素，本文則利用參數不確定性假設，說明聯合假設在臺灣貨幣市場的適用性。在研究的期間中，臺灣貨幣市場的參與者在短期利率模型已知，但是模型參數不確定性而須要加以估計時，即使在聯合假

設成立之下，模擬分析結果仍然拒絕聯合假設，而在模型和參數皆已知的情況下，則接受聯合假設。因此，參數不確定性假設是可以解釋臺灣貨幣市場聯合假設不能成立的原因。本文之實證結果亦顯示，臺灣貨幣市場的參與者在明確知道長短期利差和超額持有期間報酬兩者之間的相關性時，可以利用此項資訊獲取超額報酬，但此項超額報酬並不大，或許僅能彌補因持有較長天期票券所承擔較高的利率風險或較低的流動性而已。

註釋：

- (1) 在國內有關利率期限結構預期理論方面的研究並不多見，伏和靖（1989）以迴歸分析法探討貨幣市場的利率期限結構，研究結果顯示預期理論並不成立。莊武仁和段孝文（1996）利用變異數臨界檢定法，以貨幣市場商業本票三十天期為短期利率，九十、一百八十和三百六十天期為長期利率，發現各長期利率的波動幅度並未超過預期理論所隱含的變異數上限，而接受預期理論的論點。Shen（1993）以 Campbell & Shiller（1987）的雙變量向量自我迴歸模型（bivariate vector autoregressive model，簡稱為 BVAR）檢定方法，採用商業本票十、三十、九十和一百八十天期利率作為研究對象，發現僅有一百八十天期相對於十天期的長短期利差符合預期理論的說法。曲靜芳（2002）亦以 BVAR 方法發現長短期利差期間極短與極長時，理性預期理論不易成立。
- (2) 此處隱含期限 n 大於 m ，且 n/m 必須為整數。
- (3) 雖然臺灣貨幣市場建立於一九七六年，但自一九八二年一月起貨幣市場利率資料始有系統性的收錄和刊載，而其中也僅限於三十、九十、一百八十和三百六十天期之利率資料較具有完整性。本文採用文獻上常用的設定，即 $n = 2m$ ，由於三百六十天期票券的交易量較少，不具代表性，因此以九十和一百八十天期利率作為實證研究對象。實證所用之利率資料取每月底買入和賣出之平均值。
- (4) 持有期間報酬定義為 $H_t^n = 1/(n-m)[n \times R_t^n - m \times r_{t+n-m}^m]$ （Fama & Bliss, 1987），表示買入利率為 R_t^n 之長天期（ n 個月期）票券，持有（ $n-m$ ）個月後，賣出利率為 r_{t+n-m}^m 之短天期（ m 個月期）票券。因此，以式（3）表示之購買期限為六個月之長天期票券，持有三個月後出售之持有期間報酬為 $H_t^6 = 2R_t^6 - r_{t+3}^3$ 。若將上標 n 和 m 省略，持有期間報酬則可寫為 $H_t = 2R_t - r_{t+3}$ 。
- (5) 預期理論隱含長期利率為目前短期利率和預期未來短期利率的平均值，可寫為 $R_t = [r_t + E_t(r_{t+3}) + q]/2$ ，其中 q 為期限貼水。
- (6) 以 Augmented Dickey-Fuller（ADF）和 Phillips-Perron（PP）的單根檢定方法，檢驗三個月期和六個月期商業本票利率變數是否具有單根，落差期數分別取 5 和 2 以消除

誤差項之自我相關性，三個月期和六個月期利率不含趨勢項（time trend）之 ADF 檢定統計量（機率值）分別為-2.985（0.036）和-3.053（0.030），PP 檢定統計量分別為-21.654（0.007）和-18.110（0.018），機率值皆小於 5%的顯著水準，因此拒絕三個月期和六個月期利率變數具有單根的虛無假設。

- (7) Ljung-Box 之 Q 檢定量和機率值在落差期 k 為 40，亦即自由度等於 34（自由度 = $k-p-q = 40-1-5$ ）時，分別為 22.228 和 0.939，顯示模型之配適情況良好。
- (8) 在純粹預期理論的假設下，註（5）中之期限貼水 $q = 0$ ，長期利率則為 $R_t = [r_t + E_t(r_{t+3})]/2$ 。
- (9) 由於模型 A、B 和 C 之 b_1 估計值的共變數無法求得，若假設共變數為零，檢定兩模型之間 b_1 之差異程度，模型 C 和 A、模型 C 和 B 以及模型 A 和 B 之間五百次差異性檢定之 t 統計量平均值分別為 0.284、2.529 和 1.793，結果顯示模型 C 和 B 以及模型 A 和 B 之間有顯著性差異，模型 C 和 A 之間並無顯著差異，但是此項 t 檢定由於忽略 b_1 估計值之共變數而有低估之虞。

參考文獻

- 曲靜芳（2002）。利差與利率變化行為之分析，淡江大學金融研究所碩士論文。
- 伏和靖（1989）。臺灣地區貨幣市場利率期限結構之實證研究，收錄於《中國經濟學會年會論文集》，頁 391-401。台北：中國經濟學會。
- 莊武仁、段孝文（1996）。臺灣貨幣市場預期模型與效率市場假說之實證研究——變異數臨界檢定，《淡江學報》，35：207-221。
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1991). Yield spread and interest rate movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1987). Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, 95(5), 1062-1088.
- Ederington, L. H. & Huang, C. H. (1995). Parameter uncertainty and the rational expectations model of the term structure. *Journal of Banking and Finance*, 19, 207-223.
- Fama, E. F. & Bliss, R. R. (1987). The information in long-maturity forward rates. *American*

Economic Review, 77, 680-692.

- Friedman, B. (1979). Optimal expectations and the extreme information assumptions of "Rational Expectations" macromodels. *Journal of Monetary Economics*, 5, 23-41.
- Hansen, L. P. & Hodrick, R. J. (1980). Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 88, 829-853.
- Hardouvelis, G. (1994). The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: Is there a puzzle? *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.
- Huang, C. H. & Ederington, L. H. (1993) Variance bound tests of bond market efficiency. *Journal of Financial Research*, 16, 89-106.
- Mankiw, N. G. (1986). The term structure of interest rates revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 61-110.
- Mankiw, N. G. & Miron, J. A. (1986). The changing behavior of the term structure of interest rates. *Quarterly Journal of Economics*, 101, 211-228.
- Shen, C. H. (1993). The term structure of Taiwan money market rates and rational expectations. *Proceedings of Chinese Finance Association 1993 Annual Conference* (pp. 277-307). Taipei: Chinese Finance Association.
- Shiller, R. J. (1979). The volatility of long-term interest rates and expectations model of the term structure. *Journal of Political Economy*, 87, 1190-1219.
- Tzavalis, E. & Wickens, M. R. (1997). Explaining the failures of the term spread models of the rational expectations hypothesis of the term structure. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(3), 364-380.